SINERGIA

REVISTA DO INSTITUTO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS, ADMINISTRATIVAS E CONTÁBEIS (ICEAC)

O IMPACTO DA CONFIANÇA DOS NEGÓCIOS E DO MERCADO DE AÇÕES NO INVESTIMENTO BRASILEIRO: UMA APLICAÇÃO DO MODELO VAR

SUSAN SCHOMMER[*]
FELIPE CORRÊA DOS SANTOS PINTO[**]

RESUMO

Os estudos sobre investimento no Brasil concentram-se em analisar o impacto das variáveis macroeconômicas. Contudo, pouco se tem estudado a relação do mercado de capitais e das expectativas no investimento. O presente estudo tem por objetivo analisar o impacto do mercado de ações, das expectativas nos negócios e de variáveis macroeconômicas na formação bruta de capital fixo brasileira, para o período do primeiro trimestre de 1996 até o quarto trimestre de 2023. Usando modelagem vetorial autorregressiva (VAR), a causalidade de Granger, a decomposição da variância e a função de resposta ao impulso são discutidas. Há evidências de causalidade bidirecional de Granger entre o mercado de ações e o investimento. Na análise de impulso-resposta, a confiança nos negócios apresenta um impacto positivo e significativo no investimento. Esses achados são congruentes com a teoria keynesiana, que enfatiza o importante papel das expectativas no investimento.

Palavras-chave: Formação bruta de capital fixo, mercado de ações, expectativas, causalidade de Granger, VAR.

THE IMPACT OF BUSINESS AND STOCK MARKET CONFIDENCE ON BRAZILIAN INVESTMENT: AN APPLICATION OF THE VAR MODEL

ABSTRACT

Studies on investment in Brazil have primarily focused on analyzing the impact of macroeconomic variables. However, the relationship between the capital market and expectations on investment has been less studied. This study aims to analyze the impact of the stock market, business expectations, and macroeconomic variables on Brazil's gross fixed capital formation from the first quarter of 1996 to the fourth quarter of 2023. Using vector autoregressive (VAR) modeling, Granger causality, variance decomposition, and impulse response functions are discussed. There is evidence of bidirectional Granger causality between the stock market and investment. In the impulse-response analysis, business confidence shows a positive and significant impact on investment. These findings are consistent with Keynesian theory, which emphasizes the important role of expectations in investment.

Keywords: Gross fixed capital formation, stock market, expectations, Granger causality, VAR.

Recebido em: 31-05-2025 Aceito em 04-09-2025

1. INTRODUÇÃO

De acordo com os dados do Banco Mundial (2024), a formação bruta de capital fixo (FBCF) global foi de 26,2% do PIB (Produto Interno Bruto) em 2022. No Brasil, em 2022, a FBCF representou 18,8 % do PIB, abaixo da média mundial, mas representando um cenário de recuperação, dado que em 2017 esse valor foi de 14,6%. A relevância desses indicadores decorre do fato de que o investimento é amplamente reconhecido como um dos principais motores do crescimento econômico, conforme apontado por diferentes abordagens teóricas. Um dos temas centrais da ciência econômica é o desenvolvimento, sendo responsabilidade do economista propor soluções que elevem o bem-estar. No estudo do desenvolvimento econômico, modelos de crescimento endógeno são particularmente notáveis por sugerirem que o crescimento depende do aumento do estoque de capital (Serrano e Cesaratto, 2002). Outros modelos, como o de Solow, também sustentam a ideia de que o crescimento está vinculado ao aumento do estoque de capital. Além disso, teorias como o modelo de Harrod-Domar reforçam essa mesma ideia, sugerindo que o crescimento de longo prazo depende da acumulação de capital (Serrano et al., 2020). Assim, muitos economistas atribuem ao investimento um papel crucial no crescimento econômico. Nesse contexto, a análise empírica dos fatores determinantes do investimento ganha relevância, constituindo o objetivo central deste trabalho.

[*] Doutor em matemática pelo Instituto Nacional de Matemática Pura e Aplicada. E-mailsusan.shommer@ie.uffrj.br
[**] Graduado em Ciências Econômicas) pela Universidade Federal do Rio de Janeiro.

Na literatura empírica, existem vários estudos que procuram explicar o investimento através de variáveis macroeconômicas e financeiras. Os trabalhos que relacionam o mercado de ações com investimento foram introduzidos pelos estudos de Barro (1990) e Fama (1990) com base na teoria "q" de Tobin (1969). A relação positiva entre índice de mercado de ações e a formação bruta de capital fixo, tem sido estudada para vários países (por exemplo, Morck et al., 1990; Odili e Ede, 2015; Degiannakis, 2021). Em outra linha de pesquisa empírica, os estudos visam relacionar expectativas com investimento e crescimento, analisando a relação entre confiança nos negócios e investimento (por exemplo, Khan e Upadhayaya, 2018; Janada e Teodoru, 2020; Montes e Nogueira, 2022). No Brasil, os trabalhos empíricos relacionam investimento com variáveis macroeconômicas, tais como: produto interno bruto, utilização de capacidade produtiva, taxa de juros real, volume de crédito, taxa de câmbio real e inflação (por exemplo, Ribeiro e Teixeira, 2001; Melo e Rodrigues, 1998; Luporini e Alves, 2010). Mello e Figueiredo (2017) avaliaram o poder preditivo do índice de confiança para a FBCF e outras variáveis macroeconômicas para o caso brasileiro.

A literatura brasileira, apesar de analisar extensivamente os fatores determinantes do investimento, não inclui um modelo que considere simultaneamente os impactos do índice de mercado de ações, do indicador de confiança e das variáveis macroeconômicas para explicar o investimento. No entanto, é crucial identificar conjuntamente esses determinantes, tanto para avaliar os pressupostos da teoria econômica quanto para a modelagem empírica, a fim de propor políticas mais eficazes de estímulo ao crescimento econômico. Nesse contexto, este estudo busca responder às seguintes questões: (i) o mercado acionista tem influência no investimento?; (ii) a confiança nos negócios possui um papel importante para afetar decisões de investimento?

A partir da problemática apresentada, este estudo tem por objetivo analisar o impacto do mercado de ações, das expectativas nos negócios e de variáveis macroeconômicas no investimento brasileiro, através de um modelo de Vetor Autorregressivo (VAR), usando dados trimestrais para o período de 1996 até 2023. Os resultados sugerem que mercado de ações e confiança dos negócios Granger-causam a formação bruta de capital fixo e que o impacto dessas variáveis desempenha um papel positivo no investimento.

Este trabalho está dividido em 6 seções, além desta introdução. A seção 2 contempla a revisão da literatura. A seção 3 apresenta os dados e o modelo utilizado. Os resultados mostrados na seção 4 são discutidos na seção 5. Comentários finais concluem o trabalho.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

A teoria econômica é vasta ao apontar quais variáveis determinam o investimento. Clark (1917), desenvolveu o princípio acelerador. Para essa teoria, o investimento não depende do valor absoluto do produto, mas, sim, do seu crescimento. Dessa forma, o investimento depende de quão rápido o produto está aumentando ou diminuindo. Para Jorgenson (1963), a compra de bens de capital é tomada a partir da lógica de maximização do patrimônio da empresa, definido pela geração de fluxo de caixa da empresa descontado a valor presente. Dessa forma, o investimento é determinado pela tributação, pela taxa de juros, pelo preço dos bens produzidos e pelo preço dos bens de capital, surgindo assim a teoria neoclássica do investimento.

A teoria de Keynes em "A Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda" (1936) rompe com a Teoria Neoclássica, que simplificava o investimento como sendo em função da taxa de juros, que é determinada pela igualdade entre poupança e investimento. Na interpretação de Snowdon e Vane (2005), Keynes defendia que o investimento era em função da sua expectativa de retorno, chamada de eficiência marginal do capital (EMgK). Nesse sentido, Keynes atribui ao investimento um comportamento muito influenciado pelo otimismo ou pelo pessimismo dos agentes. O autor inclusive compara a dinâmica do investimento com a ideia de "animal spirits", em que os agentes seriam mais influenciados pelos instintos e emoções que pela análise racional.

O artigo de cunho teórico de Fraga e Resende (2022), fundamentado na perspectiva Pós-Keynesiana, argumenta que a infraestrutura desempenha papel central na redução da incerteza e na coordenação das expectativas, fortalecendo a confiança nas projeções futuras e estimulando o investimento privado. Essa evidência é corroborada empiricamente por Montes e Nogueira (2022), que, para o caso brasileiro, identificaram coeficientes positivos e significativos da *proxy* de infraestrutura na equação dos índices de confiança, sugerindo que melhorias nesse setor reduzem custos e aumentam o otimismo dos empresários em relação ao futuro da economia e dos negócios. Meyer e De Paula (2023) analisaram a relação entre diversas variáveis e o investimento em capital fixo no Brasil, no período de 2007 a 2017, sob uma perspectiva pós-keynesiana. Os autores destacaram a influência negativa da financeirização sobre o investimento produtivo, assim como a complexa relação da alavancagem financeira, que poderia tanto inibir quanto estimular o investimento, a depender do perfil de fragilidade das empresas.

Outro economista de grande contribuição para a teoria do investimento foi Tobin, que desenvolveu uma teoria baseada no comportamento dos mercados financeiros. Segundo Parker (2010), o investimento dependeria da razão entre o valor de mercado do capital instalado e seu custo de reprodução. Essa razão foi

posteriormente intitulada como “q” de Tobin, que é formada pela razão do valor de mercado da firma sobre o custo de reprodução de capital. Em suma, Tobin acreditava que as firmas aumentariam seu estoque de capital quando o “q” fosse maior que 1 e reduzir o estoque de capital quando o “q” fosse menor que 1. Isso ocorreria porque quando o “q” fosse maior que 1, o investimento causaria lucro econômico para a firma, já que o valor do capital instalado seria maior que seu custo de reprodução. Nesse sentido, a grande contribuição de Tobin foi difundir a relação entre os mercados financeiros e a FBCF.

Barro (1990) seguiu o argumento de Tobin ao defender que o “q” de Tobin é uma razão entre o valor de mercado do capital e o seu custo de reprodução, um eventual aumento no valor de mercado das empresas aumentaria o “q” e consequentemente estimular o investimento. Segundo o autor, a teoria do “q” permite racionalizar a correlação entre a formação bruta de capital fixo e a variação do índice de ações. Em seu trabalho econométrico, o autor estudou a relação entre mercado de ações e a FBCF norte-americana não-residencial utilizando o método de regressão linear com dados anuais. As variáveis incluídas foram a FBCF, o “q” de Tobin, o índice de ações e o lucro das empresas. A conclusão foi uma relação positiva entre índice de mercado de ações com uma defasagem e a FBCF. Além disso, Barro comentou que empiricamente as mudanças no “q” são determinadas no mercado de ações, apesar do “q” também incluir o valor de mercado do crédito das empresas. O autor conclui isso a partir da alta correlação entre o “q” e a variação do índice de ações, que foi de 94% para o caso norte-americano. Dessa forma, Barro afirmou que o mercado de ações é uma *proxy* do “q”. A inclusão de variáveis como o lucro líquido das empresas não anulou o poder explicativo da variável mercado de ações.

Morck et al. (1990) explanaram alguns motivos para a correlação entre a FBCF e o mercado de ações defasado, já abordada por artigos econométricos. O primeiro motivo é que o mercado de ações substitui o comportamento de variáveis relevantes omitidas no modelo, como o lucro das empresas. A segunda visão acredita que o mercado de ações fornece ao agente econômico informações para a tomada de decisão, como a demanda agregada futura. A terceira hipótese abordada pelos autores se relaciona com o financiamento do investimento, quando o mercado de ações está em alta é interessante para a firma emitir ações para arrecadar recursos e investir. Desse modo, os autores identificaram diferentes mecanismos de transmissão em que o mercado de ações poderia influenciar a FBCF.

A bibliografia é muito mais vasta no estudo da relação entre mercado de ações e o PIB. Fama (1990) argumentou que o preço dos ativos no mercado de ações representa a expectativa da geração de caixa futura das empresas, por esse motivo variações no valor de mercado das ações poderiam ser usadas para prever o comportamento das variáveis macroeconômicas, uma vez que o lucro das empresas representa uma parcela considerável do PIB. Fischer e Merton (1984) concordam com a ideia de Fama (1990) de que o preço das ações deve representar o valor presente da expectativa da rentabilidade futura dos ativos. Dessa forma, o preço das ações pode refletir o ciclo de negócios, já que o lucro das empresas é um componente importante do PIB.

Marques et al. (2013) realizaram o modelo VAR para o caso português e concluíram que o mercado de ações tem impacto no crescimento econômico de Portugal. As variáveis escolhidas foram: PIB, volume de crédito doméstico, formação bruta de capital fixo, mercado de ações e índice de preços ao consumidor. Caporale et al. (2004) estudaram a relação causal entre o crescimento econômico e o desenvolvimento dos mercados financeiros a partir do modelo VAR para os casos argentino, chileno, grego, coreano, malaio, filipino e português no período compreendido entre o primeiro trimestre de 1977 e o quarto trimestre de 1998. A conclusão dos autores foi a existência de uma relação entre o desenvolvimento do mercado de ações e a oferta de crédito com o crescimento econômico em cinco países, do total de sete.

Hondroyiannis et al. (2004) estudaram a relação entre o mercado de ações e o crescimento do PIB grego entre 1986 e 1999 a partir de modelos VAR. Os resultados sugerem que há uma relação do desenvolvimento do mercado de ações para o crescimento econômico, apesar de pequena. O autor atribuiu o efeito baixo ao fato de a Grécia não ter mercados financeiros tão desenvolvidos.

Na linha da teoria keynesiana, no qual relaciona investimento com o otimismo ou o pessimismo dos agentes, os trabalhos empíricos analisam a relação entre investimento e a confiança dos negócios. Khan e Upadhayaya (2018) estudaram a relação para os Estados Unidos (EUA) e concluíram que existe uma relação positiva entre as variáveis. Os métodos empregados pelos autores foram o ARDL (autorregressivo com defasagens distribuídas) e o VAR.

Janada e Teodoru (2020) estudaram a relação entre a confiança dos negócios e o investimento privado para El Salvador, República Dominicana, Costa Rica e Guatemala a partir de modelos VAR. Os resultados indicaram que um choque na confiança se relaciona positivamente com o aumento do investimento privado. A alteração da ordem das variáveis alterou pouco o resultado. Além disso, os autores recomendam que governos adotem políticas alinhadas com os padrões globais de governança que aumentem a confiança dos negócios, e, consequentemente, estimulem a formação bruta de capital fixo privada. De forma semelhante, Jongh e Mncayi (2018), ao estudar o caso sul-africano por meio de modelos ARDL, concluíram que há relações de curto e longo prazos estatisticamente significantes entre investimento e confiança dos negócios.

Mello e Figueiredo (2017) estudaram os efeitos da confiança dos negócios brasileira utilizando o teste Diebold-Mariano, teste estatístico que compara a capacidade preditiva de diferentes modelos. Os resultados demonstraram que o índice de confiança é uma variável antecipadora do nível de atividade econômica. O modelo utiliza vários índices de confiança e as variáveis de atividade econômica são os índices de produção, as vendas no varejo, desemprego e os componentes do PIB, dentre eles a FBCF. Os autores enfatizam que o Índice de Confiança da Indústria melhora as previsões da FBCF dois meses antes da divulgação dos dados.

Em De Mendonça e Finn (2021) e De Mendonça e Almeida (2019) foi estudada a relação entre a credibilidade da política monetária e a confiança dos negócios. Em ambos os estudos é achada a evidência que a credibilidade da política monetária pode reduzir o nível de incerteza na economia, permitindo, assim, uma melhora para os empresários em sua tomada de decisão. O trabalho de De Mendonça e Finn (2021) também estuda o impacto negativo dos preços da eletricidade na confiança dos negócios concluindo que existe um "efeito compensação": a repercussão positiva da credibilidade monetária é capaz de neutralizar o impacto negativo da tarifa energética na confiança dos empresários. No agregado para o Brasil, a credibilidade praticamente anula o efeito negativo do preço da energia elétrica sobre a confiança

Com base nos estudos de Montes e Nogueira (2022) e Nogueira (2021), a pesquisa teve como objetivo estimar os efeitos da incerteza política e da incerteza da política econômica na confiança empresarial, examinando se esta atua como canal de transmissão para o investimento. O estudo abrangeu o Brasil no período de maio de 2004 a dezembro de 2017, utilizando métodos econométricos de Mínimos Quadrados Ordinários (OLS) e Método Generalizado dos Momentos (GMM). Os resultados demonstraram que aumentos na incerteza política ou econômica reduzem a confiança empresarial, confirmando que esta funciona como mecanismo de transmissão através do qual as incertezas afetam indiretamente os investimentos.

Os estudos econométricos, para o Brasil, que estudam a relação entre investimento de variáveis macroeconômicas, são diversos, entre eles, Ribeiro e Teixeira (2001), que estudaram os determinantes do investimento privado entre 1956 e 1996. Os resultados indicaram uma relação positiva com o investimento público, PIB e volume de crédito e relação negativa com a taxa de câmbio. O método utilizado foi o VECM (modelo vetor de correção de erros) de Engle e Granger. Como recomendação, o estímulo ao crédito e a ampliação do investimento público possivelmente estimulariam o investimento privado brasileiro.

Melo e Rodrigues (1998), ao analisarem os determinantes do investimento privado brasileiro entre 1970 e 1995 por meio do método VECM, identificaram um efeito *crowding-out* do investimento público — ainda que parcial, pois os autores ressaltam que tal investimento também contribui para a elevação do nível agregado de capital —, enquanto evidências mais recentes de Bredow et al. (2022), com o método VAR, e de Waldow et al. (2025), com o VECM, apontam para um efeito de *crowding-in*, indicando influência positiva do investimento público sobre o investimento privado no Brasil.

Luporini e Alves (2010) analisaram o investimento privado brasileiro no período entre 1970 e 2005 por meio de modelos ARDL. As variáveis regressoras foram produto interno bruto, utilização de capacidade produtiva, taxa de juros real, volume de crédito, investimento público, taxa de câmbio real, uma *proxy* para a restrição externa (construída partir do serviço da dívida externa) e uma *dummy* que era ativada em anos de elevada incerteza política (1985, 1990 e 2002). As autoras concluíram que em períodos de maior incerteza o investimento privado é menor, além da elevação na oferta de crédito estimular o investimento. Outro resultado foi a relação negativa entre a desvalorização cambial e o investimento privado. Também foi concluída uma relação positiva do investimento com o PIB e com a utilização da capacidade produtiva.

Diante do exposto, observa-se a necessidade de direcionar a pesquisa para a análise da relação entre investimento, mercado de ações e índices de confiança nos negócios. A literatura sobre o caso brasileiro é escassa nesse aspecto, concentrando-se principalmente nas relações com variáveis macroeconômicas.

3. METODOLOGIA

3.1 Dados

O estudo utiliza dados trimestrais abrangendo o período do primeiro trimestre de 1996 até o quarto trimestre de 2023, totalizando 112 observações. A variável de interesse é a formação bruta de capital fixo, que representa o aumento da capacidade produtiva de um país a partir de investimentos em ativos fixos de utilização contínua. Para explicar sua dinâmica, foram selecionadas variáveis macroeconômicas relevantes, entre as quais se destaca o PIB, que representa o conjunto de bens e serviços produzidos por um país ao longo de um ano. Essa variável foi escolhida à luz do princípio acelerador de Clark (1917), segundo o qual uma aceleração na renda de um país tende a aumentar o investimento.

Outra variável escolhida foi o mercado de ações, por ser o numerador do “q” de Tobin. Barro (1990) defendeu que o mercado de ações é uma *proxy* do “q” de Tobin, pela correlação acima de 90% que há entre as duas variáveis nos Estados Unidos. Dado que o “q” de Tobin é uma variável de difícil acesso, é compreensível substituí-lo pelo índice de mercado de ações. O índice de ações foi deflacionado a preços de

1995 utilizando a inflação do consumidor, objetivando retirar o efeito inflacionário da variação real dos preços dos ativos financeiros.

A variável confiança dos negócios foi escolhida por sua proximidade com a teoria keynesiana. Em suma, Keynes defendia que o investimento depende da expectativa de retorno do investimento, moldada pelo pessimismo ou otimismo dos empresários em relação a demanda futura. O Índice de Confiança do Consumidor é avaliado em 100. Valores acima de 100 sugerem que os consumidores estão mais otimistas em relação ao índice de referência. Valores abaixo de 100 sugerem que os consumidores estão mais pessimistas em relação ao *benchmark*. Valores iguais a 100 sugerem que os consumidores são neutros. Para evidenciar os efeitos da variável, a confiança dos negócios presente no trabalho é o valor da confiança menos o seu *benchmark* que é o valor 100, assim sendo valores positivos estão relacionados com o otimismo e valores negativos com o pessimismo.

A utilização de capacidade produtiva representa a parcela da capacidade instalada que efetivamente está em operação, sendo esperado que quanto maior o seu nível, maior será o estímulo para a firma expandir a sua capacidade produtiva via formação bruta de capital fixo. De forma complementar, a taxa de juros foi incluída por ser uma das variáveis explicativas no modelo de Jorgenson (1963). Espera-se que, quanto maior o custo financeiro do capital, menor será o investimento. A partir do juro nominal e da inflação do consumidor foi calculado o juro real, por meio da fórmula de Fischer, disposta abaixo (equação 1):

$$JuroReal = \frac{1+JuroNominal}{1+Inf\quad ção} - 1 \qquad (1)$$

O índice de preços ao produtor foi selecionado por representar o aumento dos custos de produção das empresas, podendo afetar negativamente a rentabilidade dos investimentos. Além disso, o modelo incorpora uma variável *dummy* para o segundo trimestre de 2020, de modo a capturar o choque negativo da crise sanitária da Covid-19 sobre o investimento, a renda, o mercado de ações e a utilização da capacidade produtiva[1].

O Quadro 1 mostra as definições, fontes e estatísticas resumidas das variáveis.

Quadro 1 – Definições de variáveis, fontes e estatísticas resumidas.

Variável	**Definição**	**Fonte**	**Estatística Descritiva**				
			Obs.[1]	Media	DP.[2]	Min.[3]	Max.[4]
LI	Logaritmo natural da formação bruta de capital fixo, dessazonalizada e deflacionada a preços constantes de 1995.	Tabela 6613 – Sistema de Contas Nacionais, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatistica (IBGE).	112	10.795	0.223	10.454	11.180
LA	Logaritmo natural do índice de mercado de ações, deflacionado pelo Índice de preços ao consumidor amplo (IPCA) e a preços constantes de 1995.	1) Índice de ações: Ibovespa – fechamento e 2) IPCA geral: índice. Ambos Mudança de Período para: Trimestral, Método: Fim de Período, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA)	112	4.968	0.456	3.805	5.602
LR	Logaritmo natural do produto interno bruto, dessazonalizado e deflacionada a preços constantes de 1995.	Tabela 6613 - Sistema de Contas Nacionais. IBGE.	112	12.440	0.196	12.075	12.691

[1] Cabe ressaltar que foram testadas várias *dummies* da crise sanitária considerando períodos distintos, sendo que a *dummy* que apresentou o melhor ajuste foi aquela referente apenas ao segundo trimestre de 2020. Como os dados foram dessazonalizados, não foi necessário utilizar variáveis *dummies* sazonais.

Continuação

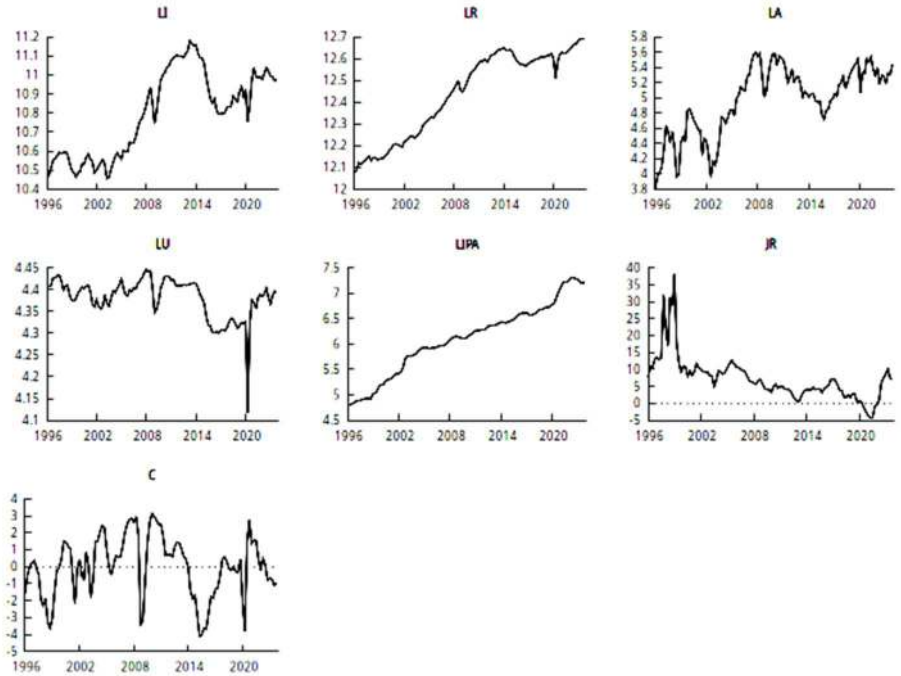
LU	Logaritmo natural da utilização de capacidade produtiva dessazonalizada	Utilização de Capacidade Produtiva, Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE)	112	4.381	0.046	4.117	4.447
JR	Juro nominal deflacionado pela inflação ao consumidor - IPCA (em % ao ano)	Taxa CDI / Taxa de juros - CDI acumulada no mês anualizada base 252 do BCB-Demab[8] - Mudança de Período para: Trimestral, Método: Fim de Período, IPEADATA	112	7.295	6.676	-4.368	38.327
LIPA	Logaritmo natural do índice de preços ao produtor	IPA-10 - geral - índice (ago. 1994 = 100). Mudança de Período para: Trimestral, Método: Fim de Período, IPEADATA	112	6.103	0.699	4.785	7.316
C	Confiança dos Negócios	Pesquisas de Negócios subraída de 100, OCDE	112	-0.000	1.788	-4.120	3.143

Fonte: Elaboração própria. **Nota**: [1] Observações, [2] Desvio Padrão, [3] Mínimo, [4] Máximo

Para estimar o VAR, é necessário que as séries apresentem propriedades adequadas de estacionariedade. Assim, foram aplicados testes de raiz unitária a fim de identificar a ordem de integração das variáveis. O procedimento incluiu: (i) análises gráficas das variáveis de nível (Figura 1) e suas primeiras diferenças (Figura 2); e (iii) testes de Dickey-Fuller aumentado (ADF) e o Kwiatkowski – Phillips – Schmidt – Shin (KPSS). A hipótese nula do teste ADF é que há raiz unitária. Já no teste KPSS, a hipótese nula é que não há raiz unitária (Tabela 1).

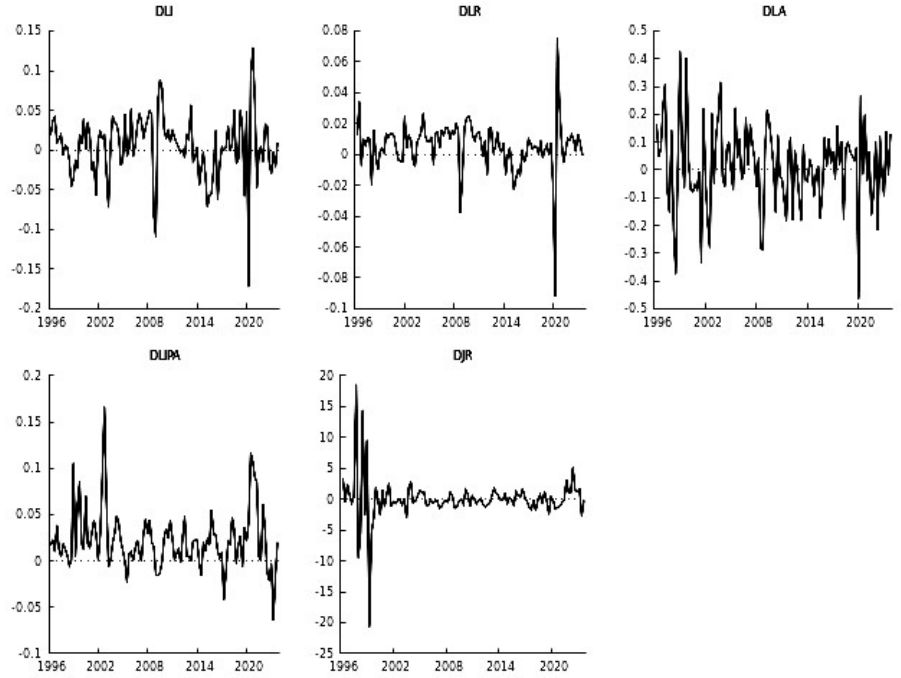
As Figuras 1 e 2 indicam com maior clareza que as variáveis LI, LR, LA e LIPA são I(1), enquanto as variáveis JR e LU parecem ser estacionárias com quebra estrutural (no início do período para JR e durante a crise sanitária da Covid-19 para LU). A variável C aparenta ser estacionária.

Figura 1 – Variáveis em nível



Fonte: Elaboração própria.

Figura 2 – Variáveis em primeira diferença utilizadas no modelo



Fonte: Elaboração própria.

Tabela 1 – Testes de raiz unitária

Variáveis	**Teste ADF**			**Teste KPSS**	
Nível	**a)**	**b)**	**c)**	**b)**	**c)**
LI	0,9345	-1,4730	-1,7482	1.6296***	0.3018***
LR	3,5687	-1,5144	-1,2253	2.1840***	0.4660***
LA	0,7820	-2,6015	-2,9512	1.4188***	0.2861***
LU	-0.1763***	-2.4962**	-4.2051*	0.7872***	0.1631**
C	-4.0800***	-4.0589***	-4.0418***	0,1817	0.1750**
LIPA	3,32827	-1,08339	-2,31392	2.2180***	0.2999***
JR	-1,8462	-2,6763	-4.3363***	1.3584***	0.1278*
Diferença					
DLI	-8.6696***	-8.7204***	-8.7019***	0,1304	0,0858
DLR	-8.9486***	-8.2435***	-8.2876***	0,2735	0,0924
DLA	-10.6074***	-10.6423***	-10.6266***	0,1047	0,0435
DLU	-8.2960***	-8.2588***	-8.2394***	0,0483	0,0449
DC	-6.3036***	-6.2736***	-6.2446***	0,0379	0,0237
DLIPA	-2.1377**	-4.8575***	-4.8851***	0,1247	0,0676
DJR	-5.6440***	-5.6871***	-5.8076***	0,0529	0,0526

Fonte: Elaboração própria.

Nota: a) representa a estatística de teste sem tendência e constante; b) representa a estatística de teste com constante; c) representa a estatística de teste com tendência e constante; ***, ** e * denota significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Os resultados dos dois testes de ordem de integração (Tabela 1) indicam que as variáveis LI, LR, LA, LIPA e JR são I(1) e as variáveis LU e C são I(0)[2]. Como demonstrado nos testes, há variáveis sem raiz unitária, dessa forma não é possível realizar os modelos de cointegração desenvolvidos por Engle e Granger[3] ou por Johansen[4], dado que todas as variáveis devem ser pelo menos I(1).

[2] Para as variáveis JR e LU foi feito o teste de Zivot e Andrews (1992), no qual teste raiz unitária com quebra estrutural. Os resultados indicaram que JR é I(1) e LU é I(0).

[3] Engle, R. F.; Granger, C. W. J. Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing. Econometrica, 55:251–276, 1987.

[4] Johansen, S. The interpretation of cointegrating coeficients in the cointegrated vector autoregressive model. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 67:93–104, 2005.

3.2 Modelo

O modelo econométrico utilizado para a análise foi um VAR, levando em consideração que as variáveis não podem ser cointegradas. O modelo VAR com as variáveis estacionárias é o seguinte (equação 2):

$$X_t = \sum_{i=1}^{k} \Gamma_i X_{t-i} + CD_t + \epsilon_t \quad (2)$$

em que X_t é o vetor das variáveis endógenas e D_t é o vetor de variáveis exógenas, Γ_i é a matriz de coeficientes de variáveis endógenas, C é a matriz de coeficientes de variáveis exógenas e k é o número de defasagem ideal. O vetor de variáveis endógenas é $X_t = [DLI, DLR, DLA, C, LU, DJR, DLIPA]$. O vetor das variáveis exógenas é $D_t = [constante, dum20]$, sendo que a dum20 é a variável *dummy* que controla o efeito da crise sanitária do Covid-19 para o segundo trimestre de 2020. Os resíduos são denotados por ϵ_t.

O foco dessa metodologia não é a interpretação dos coeficientes das equações, mas sim a análise do efeito de choques estruturais na trajetória da série temporal. Nesse contexto, o teste de Causalidade de Granger contribui para identificar quais variáveis impactam a formação bruta de capital fixo, permitindo afirmar que "A" Granger-causa "B" quando o comportamento passado de "A" ajuda a prever "B". Dessa forma, a causalidade de Granger está associada ao poder preditivo de uma variável em relação a outra. Complementarmente, os procedimentos aplicados incluem, em sequência, os testes de causalidade de Granger, a decomposição da variância e a análise da função de resposta ao impulso.

4. RESULTADOS

Primeiramente, deve-se determinar a quantidade ótima de defasagens do modelo. Para isso, utilizamos os critérios de informação. Os critérios de Akaike (AIC) e de erro de previsão final (FPE) indicaram duas defasagens, enquanto os critérios de Hannan-Quinn (HQC) e Schwartz (SC) sugeriram uma defasagem. Assim, escolhemos duas defasagens para a estimativa do VAR. A validade do modelo estimado foi avaliada por meio de testes de diagnóstico. Para a autocorrelação, foi utilizado o teste de Portmanteau, que apresentou um p-valor de 0,5836, indicando a ausência de autocorrelação nos resíduos. Para testar a heterocedasticidade, empregamos o teste ARCH, cujo p-valor foi menor que 1%, indicando a presença de heterocedasticidade nos erros. Assim sendo, o modelo VAR(2) foi estimado com erros robustos à heterocedasticidade.

4.1 Principais resultados

O resultado do teste de exogeneidade para a variável de interesse, DLI, é apresentado na Tabela 2. A estatística na última linha (todas variáveis) é a estatística do teste qui-quadrado para significância conjunta de todas as outras variáveis endógenas defasadas na equação, e a tabela revela que, em relação a todas as outras variáveis, a DLI pode ser tratada como uma variável endógena no modelo.

Tabela 2 – Teste de causalidade de Granger/exogeneidade de bloco

	Variável dependente						
	DLI	**DLR**	**DLA**	**C**	**LU**	**DJR**	**DLIPA**
DLI não causa	-	7.5871***	12.115***	31.109***	0,6757	0,7564	3.4435**
DLR não causa	4.0919**	-	12.704***	20.765***	4.3292**	0,8974	0,4343
DLA não causa	3.6716**	1,4343	-	2.9215*	1,5479	0,3376	0,2856
C não causa	2.3949*	7.1946***	5.0728***	-	15.154***	0,3125	0,6877
LU não causa	0,8315	9.8156***	12.751***	37.603***	-	0,7243	2,0098
DJR não causa	0,6207	0,3382	3.378**	0,7774	1,0194	-	1,9186
DLIPA não causa	0,3383	0,7787	1,0407	0,0812	1,8129	2.6697*	-
Todas variáveis	29.628***	42.985***	25.7***	42.891***	27.556***	15.778**	9,8764

Fonte: Elaboração própria.
Nota: representa a estatística de teste; ***, ** e * denota significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

A causalidade de Granger (Tabela 2) foi detectada para os pares: DLI↔DLR; DLA↔DLI; C↔DLI; C↔DLR; LU↔DLR; DLR→DLA; C↔DLA; LU → DLA; DJR → DLA; LU ↔ C; DLIPA → DJR; e DLI↔DLIPA, confirmando a natureza da endogeneidade das variáveis. A representação da seta ↔ significa causalidade bilateral e → unilateral.

Considerando que o objetivo principal desta análise está no efeito do mercado de ações e da

confiança da economia no investimento, a decomposição da variância será mostrada para DLI, DLA e C, revelando os impactos dos choques nas demais variáveis.

Os resultados da Tabela 3 estão em linha com os obtidos nos testes de exogeneidade. Todas as variáveis revelam um comportamento dinâmico que é um requisito de endogeneidade. Com relação ao DLI, após a defasagem de dois trimestres, os choques no DLI explicam cerca de 62% da variância do erro de previsão. Este impacto é reduzido para cerca de 54,5% no final do décimo trimestre. Ao comparar os choques do DLA e os choques do C, temos que eles explicam uma percentagem maior da variância do erro de previsão sendo de 16,3% e 10,6%, respetivamente, no final do décimo trimestre. Os choques do DLIPA ganham força saltando de cerca de 0,4% para 4,5% na explicação da variância do erro de previsão. Para a decomposição do DLA temos que os choques da própria variável é que são mais expressivos e os choques das demais variáveis de pouca relevância sendo os maiores o DLR e o DLI com 5% e 3%, respectivamente. Já para a decomposição da confiança temos que os efeitos são bem mais pulverizados, principalmente, dos choques em DLA e DLR como esperado.

Tabela 3 – Decomposição da variância

Trimestre	D.P.[1]	DLI	DLR	DLA	C	LU	DJR	DLIPA
Decomposição do DLI								
1	0,0259	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,0337	62,0736	10,6203	13,0896	9,9196	3,6383	0,2951	0,3636
5	0,0365	54,6576	9,3594	16,2221	10,5098	4,2666	0,5177	4,4668
10	0,0365	54,5030	9,3433	16,2641	10,5576	4,3415	0,5219	4,4685
Decomposição do DLA								
1	0,1425	0,0628	4,8319	95,1054	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,1442	1,6041	4,7227	92,9162	0,3468	0,0048	0,3824	0,0231
5	0,1490	3,4328	5,2770	88,8044	1,4863	0,2777	0,5493	0,1726
10	0,1495	3,4173	5,3293	88,4877	1,5597	0,3507	0,5567	0,2987
Decomposição do C								
1	0,8474	14,9718	28,6532	14,9928	41,3822	0,0000	0,0000	0,0000
2	1,3436	14,7198	21,5205	22,9352	37,8538	2,7866	0,0355	0,1486
5	1,7153	11,2164	18,6673	29,6021	34,5279	4,6992	0,2059	1,0811
10	1,7628	10,6392	18,4245	30,1778	33,8484	5,2305	0,2263	1,4532

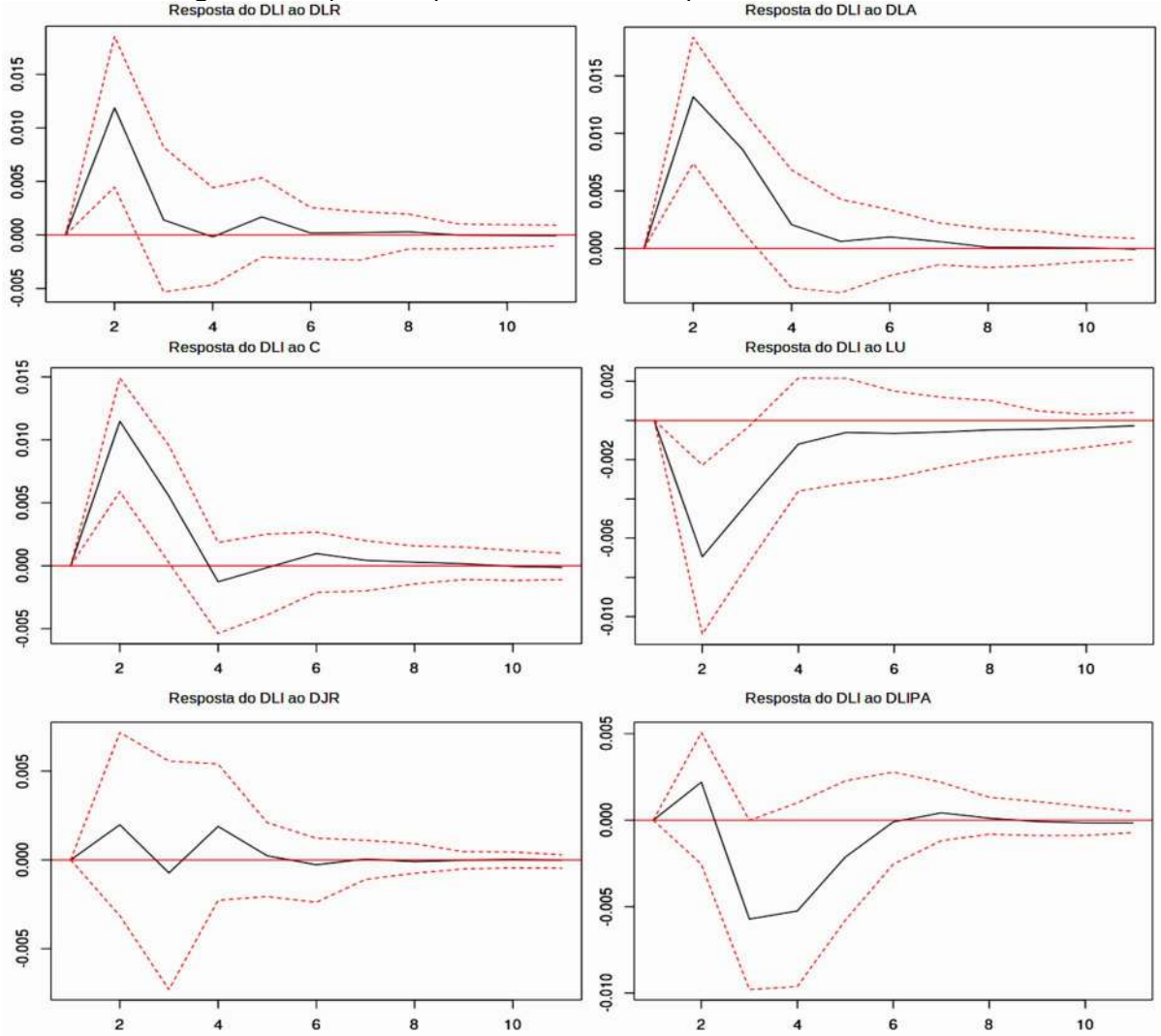
Fonte: Elaboração própria.
Nota: [1] Desvio Padrão

A análise de impulso-resposta consiste em aplicar um impulso ortogonal de um desvio padrão em uma variável e observar a resposta nas demais variáveis. Como o sistema VAR possui sete variáveis, pode-se gerar um total de 49 impulsos. No entanto, dado que o objetivo principal deste trabalho é examinar o comportamento do investimento, as respostas apresentadas a seguir referem-se exclusivamente à formação bruta de capital fixo (DLI). Os resultados das respostas aos impulsos das variáveis são apresentados na Figura 3.

De acordo com os gráficos na Figura 3, as respostas ao impulso mostram que choques na renda, ações e confiança impactam positivamente no investimento e que esses impactos permanecem por 2 semestres. A utilização da capacidade impacta negativamente no investimento e as variáveis de juros real e preços não possuem impacto estatisticamente significativos.

Dado que o impulso ortogonal é calculado a partir da decomposição de Cholesky, a ordem das variáveis pode impactar o resultado. As variáveis foram ordenadas da seguinte maneira: DLI, DLR, RLA, C, LU, DRJ e DLIPA. Como a ordenação das variáveis é um processo arbitrário, a análise de impulso-resposta também foi realizada com outras ordens. O resultado se manteve consistente para o impacto da renda e da confiança. No entanto, o mercado de ações e a utilização da capacidade não apresentaram impacto estatisticamente significativo, assim como a taxa de juros real e os preços.

Figura 3 – Impulso resposta do DLI aos choques das demais variáveis.



Fonte: Elaboração própria.
Nota: As linhas tracejadas indicam o intervalo de confiança de 95 por cento.

4.2 Robustez dos resultados

Para verificar a consistência das estimativas, realizaram-se exercícios de robustez com a inclusão de três variáveis e a utilização de um período amostral distinto. Substituiu-se a variável Confiança dos Negócios da OCDE (C) pelo Índice de Confiança Empresarial da FGV (C1) e, com base em De Mendonça e Finn (2021), foram incorporadas as variáveis preço da energia elétrica[5] (LEP) e credibilidade da política monetária[6] (CRED). Como o índice de Confiança Empresarial está disponível apenas a partir de 2001, a amostra para a estimação do VAR passou a abranger o período do primeiro trimestre de 2001 até o quarto trimestre de 2023 (90 observações), em comparação à amostra original que iniciava no primeiro trimestre de 1996 (112 observações).

Os exercícios de robustez confirmaram a validade das estimativas centrais, uma vez que os impactos medidos pela função impulso-resposta (apresentada no Apêndice Figura 1A) indicaram que a variável C1 exerce efeito positivo e significativo nas duas primeiras defasagens, resultado semelhante ao observado para a variável Confiança da OCDE. As variáveis adicionais incluídas no modelo – LEP e CRED – não

[5] Representa o logaritmo natural da tarifa média do consumo industrial de energia elétrica em reais por MWh, fornecida pela Agência Nacional de Energia Elétrica (ANEEL). Essa variável é considerada uma *proxy* para os custos de energia elétrica das empresas. A série, denotada por LEP, apresentou integração de ordem 1 e, portanto, foi utilizada em primeiras diferenças (DLEP) na estimação do modelo VAR.

[6] Esse índice de credibilidade linear, variante no tempo, assume valores entre 0 e 1. É construído com base na diferença entre as expectativas de inflação para os próximos 12 meses e a meta de inflação, com valores entre 0 (sem credibilidade) e 1 (credibilidade máxima). Para o modelo, foi utilizado o logaritmo natural de (CRED + 1). A série, denotada por CRED, apresentou integração de ordem 1 e, portanto, foi utilizada em primeiras diferenças (DCRED) na estimação do modelo VAR.

apresentaram impacto estatisticamente significativo sobre o investimento. O resultado para a variável CRED está em linha com Montes e Nogueira (2022), que concluem que a confiança dos empresários atua como mecanismo de transmissão para o investimento, de modo que a incerteza política e a incerteza da política econômica afetam negativamente as decisões de investimento por meio da redução da confiança. Assim, evidencia-se um efeito indireto das incertezas econômicas e políticas sobre o investimento, mediado pela confiança nos negócios. As variáveis de renda, mercado de ações, utilização da capacidade e taxa de juros apresentaram resultados semelhantes tanto em termos de significância quanto de tempo de impacto no investimento. Apenas a variável preços ao produtor, embora tenha apresentado comportamento similar, tornou-se estatisticamente significativa na terceira e quarta defasagens, efeito atribuído à alteração no tamanho da amostra. Tais evidências reforçam a consistência empírica dos achados e conferem maior robustez à interpretação e discussão dos efeitos analisados.

5. DISCUSSÃO

Este artigo concentra-se na análise do impacto do mercado de ações, das expectativas nos negócios e de variáveis macroeconômicas sobre o investimento. Embora a literatura brasileira tenha dado bastante atenção ao impacto macroeconômico, há uma carência de análises que considerem as variáveis do mercado financeiro e das expectativas. Para formular políticas econômicas eficazes voltadas para o investimento, é crucial compreender plenamente esses fatores.

Os resultados encontrados para a relação entre expectativas e investimento são compatíveis com os diversos estudos, dentre eles o de Khan e Upadhayaya (2018) que evidenciaram uma relação positiva entre confiança dos negócios e FBCF nos Estados Unidos. Janada e Teodoru (2020), utilizaram o investimento privado e também encontraram uma relação positiva para todos os países estudados (El Salvador, República Dominicana, Costa Rica e Guatemala). Para os dados brasileiros, Mello e Figueiredo (2017), mostraram que confiança nos negócios é um bom previsor para a FBCF e em Montes e Nogueira (2022) foi encontrado que um aumento na confiança dos empresários leva a um aumento no investimento, sugerindo que a incerteza política e a incerteza da política econômica influenciam negativamente o investimento através da redução da confiança empresarial. No trabalho de Luporini e Alves (2010) não foi colocado explicitamente a variável confiança de negócios, mas sim uma variável *dummy* para períodos de incerteza e foi encontrada que quanto maior a incerteza menor é o investimento.

Em contraste com a literatura que aponta o impacto positivo do mercado financeiro no investimento e crescimento econômico (por exemplo, Odili e Ede, 2015; Nogueira, 2021), para o caso do Brasil essas evidências não são claras. Embora o desenvolvimento do mercado de ações seja considerado um fator que impulsiona o investimento, essa relação se mostrou mais fraca na análise de impulso-resposta, pois, com diferentes ordenações das variáveis, o efeito é reduzido. Esse resultado pode ser explicado, em parte, pelo uso da FBCF, que inclui o investimento público, considerado autônomo.

Além disso, diferentemente de estudos da literatura internacional (por exemplo, Caporale et al., 2004; Degiannakis, 2021), a relação causal do mercado de ações para o crescimento econômico brasileiro não é estatisticamente significativa. Apenas a relação causal inversa foi observada, conforme encontrado em Marques et al. (2013), que argumentam que isso pode ocorrer em países com rendimento elevado, onde as empresas obtêm mais lucro e os investidores do mercado acionário maiores rentabilidades. Nunes et al. (2005) também não encontraram uma relação significativa entre o impacto do mercado de ações brasileiro e o PIB.

Essas descobertas são muito importantes, pois sugerem que as políticas econômicas voltadas para estimular o investimento devem se concentrar em reduzir as incertezas nos negócios. Com um aumento no investimento, há um consequente aumento na renda, beneficiando assim o mercado financeiro. Em outras palavras, o mercado de ações não tem sido um motor para o aumento do investimento, mas sim o maior beneficiário deste. Isso é consistente com o aumento do volume de negociações das ações na bolsa de valores no Brasil. Segundo dados da B3[7], o volume total de negociações foi de R$ 208 bilhões em 2001 e alcançou R$ 3,75 trilhões em 2023.

Em relação às demais variáveis macroeconômicas, os efeitos observados sobre a renda estão alinhados com a literatura brasileira e internacional, indicando que o investimento responde positivamente às variações do produto, conforme a Teoria do Acelerador do Investimento (por exemplo, Sonaglio et al., 2010; Luporini e Alves, 2010). A maioria dos estudos brasileiros também encontra uma relação não significativa entre a taxa de juros e o investimento. No entanto, Sonaglio et al. (2010) e Nogueira (2021), que utilizaram a TJLP (taxa de juros de longo prazo) e a taxa de juros real[8], respectivamente, encontraram evidências de um impacto negativo e significativo dos juros sobre o investimento.

[7] A B3 é uma das principais empresas de infraestrutura de mercado financeiro no mundo, com atuação em ambiente de bolsa e de balcão. Os valores podem ser consultados em: https://www.b3.com.br/pt_br/market-data-e-indices/servicos-de-dados/market-data/consultas/mercado-de-derivativos/resumo-das-operacoes/estatisticas/

[8] Medida pela diferença entre a taxa Selic e a expectativa de inflação, ambas anualizadas.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo principal deste estudo foi mensurar o impacto da confiança nos negócios e do mercado de ações na formação bruta de capital fixo no Brasil, utilizando o modelo VAR e a análise de causalidade de Granger. Diferentemente de outros trabalhos, este incluiu as duas variáveis de expectativas e do mercado de capitais no mesmo modelo, juntamente com as variáveis macroeconômicas de controle. O período analisado abrange do primeiro trimestre de 1996 ao quarto trimestre de 2023.

O teste de Causalidade de Granger revelou que o PIB, o índice de mercado de ações e a confiança dos negócios exercem uma relação de causalidade sobre a FBCF. Adicionalmente, a decomposição da variância dos erros futuros demonstrou que choques exógenos nas variáveis PIB, mercado de ações e confiança exerceram um impacto significativo sobre o comportamento da FBCF durante o período de 1996 a 2023.

A análise de impulso-resposta, realizada a partir dos modelos VAR, revelou que um impulso ortogonal na confiança dos negócios está positivamente associado à FBCF no Brasil. Esses resultados corroboram com os achados na literatura empírica e com a teoria keynesiana, a qual postula que o otimismo ou pessimismo dos agentes econômicos influenciam suas decisões de investimento. Ademais, constatou-se também a existência de uma relação positiva entre o PIB e a FBCF, confirmando a relevância dessa variável para o comportamento do investimento.

Quanto ao mercado de ações, a literatura apresenta divergências sobre o mecanismo de transmissão de um choque no preço dos ativos financeiros para o investimento, podendo estar relacionado tanto às expectativas quanto à capacidade de financiamento das empresas. Apesar dessas divergências, existe uma relação causal bilateral entre o mercado de ações e a FBCF no Brasil.

Dessa forma, políticas públicas que busquem aumentar a confiança nos negócios e estimular o crescimento da renda (PIB) provavelmente terão um impacto positivo na formação bruta de capital fixo. De acordo com De Mendonça e Almeida (2019) e De Mendonça e Finn (2021), a credibilidade da política monetária constitui um instrumento eficaz para reduzir a incerteza e, consequentemente, elevar a confiança empresarial. Essa relação é corroborada por Montes e Nogueira (2022), que demonstram que a incerteza política e a incerteza da política econômica afetam negativamente a confiança dos empresários, reduzindo o otimismo e a percepção de um ambiente propício a negócios e investimentos.

Como sugestão para futuras pesquisas, seria enriquecedor explorar o método MIDAS ("*Mixed Data Sampling*"), o qual viabiliza a inclusão de séries temporais com distintas frequências. Isso permitiria a incorporação de variáveis disponíveis apenas em dados anuais, como o investimento privado no Brasil, em vez de se basear exclusivamente na Formação Bruta de Capital Fixo, que engloba também o investimento público, considerado autônomo.

REFERÊNCIAS

BANCO MUNDIAL. World Bank national accounts data. Disponível em https://data.worldbank.org/indicator/NE.GDI.FTOT.ZS?end=2022&start=1960&view=chart Acesso em 28 de maio de 2024.

BARRO, R. J. **The Stock Market and Investment.** Oxford**:** Review of Financial Studies, p. 115-131, 1990.

BREDOW, S. M. S.; CUNHA, A. M.; LÉLIS, M. T. C. Investimentos públicos e privados no Brasil entre 1996 e 2018. **Revista de Economia Política**, vol. 42, n. 4, p. 957-976, out./dez. 2022.

CAPORALE, G. M.; HOWELLS, P.; SOLIMAN, A. M. Stock Market Development and Economic Growth: The Causal Linkage. **Journal of Economic Development**, v. 29, n.1, p. 33-50, 2004.

CLARK, J. M. Business Acceleration and the Law of Demand: A Technical Factor in Economic Cycles. **Journal of Political Economy**, University of Chicago Press, vol. 25, 1917.

DE MENDONÇA, H. F.; ALMEIDA, A. F. G. Importance of credibility for business confidence: evidence from an emerging economy. **Empirical Economics**, 57(6), p. 1979–1996, 2019.

DE MENDONÇA, H. F.; FINN, E. S. Can credibility offset electricity price effect on business confidence? An empirical investigation from a large emerging economy. **Applied Economics**, 54(11), p. 1229–1242, 2021.

DEGIANNAKIS, S. Stock market as a nowcasting indicator for real investment. **MPRA Paper**, 2021.

FAMA, E. F. Stock returns, expected returns, and real activity. J**ournal of Finance**, 1990.

FISCHER, S.; MERTON, R. **Macroeconomics and Finance:** The Role of the Stock Market. **National Bureau of Economic Research**, 1984.

FRAGA, J. S.; RESENDE, M. F. Da C. Infraestrutura, expectativas privadas e investimento. **Brazilian Journal of Political Economy**, 42 (3), Jul-Sep 2022.

HONDROYIANNIS, G.; LOLOS, S.; PAPAPETROU, E. Financial Markets and Economic Growth in Greece, 1986-1999. **Journal of International Financial Markets, Institutions & Money**, Elsevier, 2004.

JANADA, C.; TEODORU, I. Confidence as a Driver of Private Investment in Selected Countries of Central America. **IMF Working Papers**, nº 270, 2020.

JONGH, J.; MNCAYI, P. An Econometric Analysis of the Impact of Business Confidence and Investment on Economic Growth in Post-Apartheid South Africa. **North-West University**. 2018.

JORGENSON, D. **Capital Theory and Investment Behaviour.** Berkeley: University of California, 1963.

KEYNES, J. M. **A Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda.** São Paulo: Editora Nova Cultural, 1936.

KHAN, H.; UPADHAYAYA, S. Does business confidence matter for investment? **Carleton University**, 2018.

LUPORINI, V.; ALVES, J. **Investimento privado:** uma análise empírica para o Brasil. **Economia e Sociedade**, v. 19, n. 3, p. 449-475, 2010.

MARQUES, L. M.; FUINHAS, J. A.; MARQUES, A. C. Does the stock market cause economic growth? Portuguese evidence of economic regime change. **Economic Modelling**, p. 316-324, 2013.

MELLO, E. P.; FIGUEIREDO, F. M. Assenssing the Short-term Forecasting Power of Confidence Indices. **Economia Aplicada**, v. 21, n. 4, p. 713-727, 2017.

MELO, G.; RODRIGUES, W. Determinantes do Investimento Privado no Brasil: 1970-1995. **IPEA**, n° 605, 1998.

MEYER, T. R.; DE PAULA, L. F. Determinantes do investimento em capital fixo no Brasil em 2007-2017 a partir de uma perspectiva pós-keynesiana: uma análise empírica. **Journal of Contemporary Economics (Revista de Economia Contemporânea)**, 2023.

MONTES, G. C.; NOGUEIRA, F. Da S. L. Effects of economic policy uncertainty and political uncertainty on business confidence and investment. **Journal of Economic Studies**, 49 (4), p. 577–602, 2022.

MORCK, R.; SCHLEIFER, A.; VISHNY, R. **The Stock Market and Investment: Is the** Market a Sideshow? **Brookings Papers on Economic Activity**, nº 2, p. 157-215, 1990.

NOGUEIRA, F. Da S. L. **Incerteza e sentimento econômico: evidências do Brasil e países emergentes**. Niterói: PPGE/UFF, Faculdade de Economia, Universidade Federal Fluminense, 2021, Tese de Doutorado.

NUNES, M, S.; DA COSTA JR, N. C. A.; MEURER, R. A relação entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas: uma análise econométrica para o Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, n. 59 (4), p. 585-607, 2005.

ODILI, O.; EDE, U. P. Evidence on the Dynamic Relationship between Stock Market All Share Index and Gross Fixed Capital Formation in Nigeria. **Journal of Business and Management**. v.17, 2015.

PARKER, J. **Theories of Consumption and Saving.** Economics 314 Coursebook. Capítulo 15, p. 15-47, 2010.

RIBEIRO, M.; TEIXEIRA, J. An Econometric Analysis of Private-Sector Investment in Brazil. **Cepal**, n° 74, p.153-166, 2001.

SERRANO, F.; CESARATTO, S. As Leis de Rendimento nas Teorias Neoclássicas Do Crescimento: Uma Crítica Sraffiana. **Ensaios FFE**, v. 23, n.2, p.699-730, 2002.

SERRANO, F.; FREITAS, F.; BHERING, G. O Supermultiplicador Sraffiano, a Instabilidade Fundamental de Harrod e o Dilema de “Oxbridge”. **Análise Econômica**, v. 38, n. 77, 2020.

SNOWDON, B.; VANE, H. R. **Modern Macroeconomics: Its Origins, Development And Current State.** Edward Elgar, 2005.

SONAGLIO, C. M.; BRAGA, M. J.; CAMPOS, A. C. Investimento público e privado no Brasil: evidências dos efeitos crowding-in e crowding-out no período 1995-2006. **Revista Economia**, Brasília, v. 11, n. 2, p.383-401, 2010.

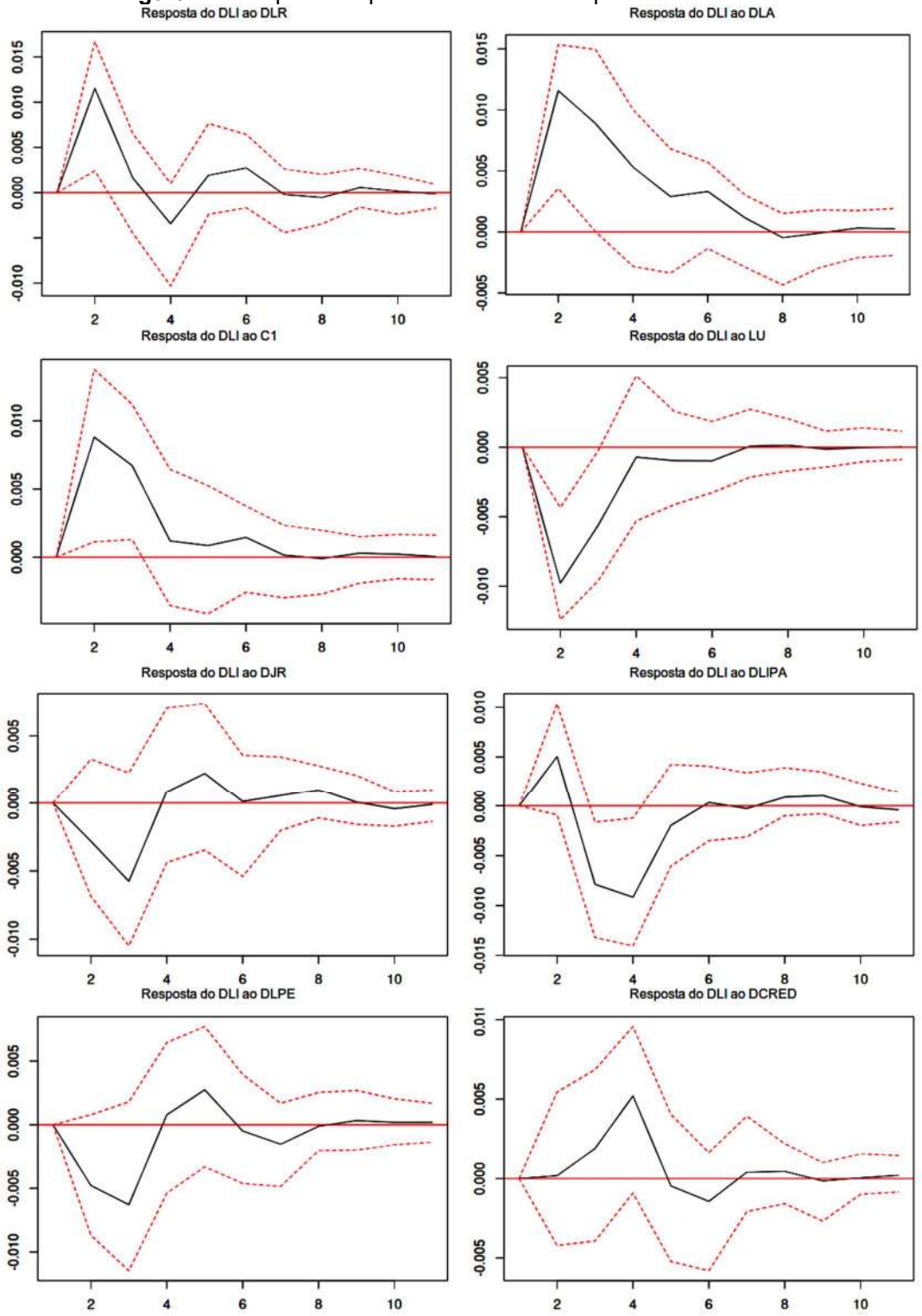
TOBIN, J. Money and permanent income: Some empirical tests. **American Economic Review**, 59(2), p. 285–95, 1969.

WALDOW, I.; PEREIRA, A. J.; CONTE FILHO, C. G. Crowding-in ou crowding-out? A Relação entre Investimento Público e Privado no Brasil. **XXVIII Encontro de Economia da Região Sul,** https://www.anpec.org.br/sul/2025/submissao/files_I/i6-2fa342c70435d1b1ded3d35c4043fdfc.pdf Acesso em 14 de agosto de 2025.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W. K. Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis, **Journal of Business and Economic Statistics,** 10(3), p. 251–270, 1992.

APÊNDICE

Figura 1A – Impulso resposta do DLI aos choques das demais variáveis.



Fonte: Elaboração própria.
Nota: As linhas tracejadas indicam o intervalo de confiança de 95 por cento.